

JPSC2000—2008 パネルデータを用いた常勤職で働き稼ぐ妻の家事労働行動に関する実証分析

Empirical Analysis of Housework Behavior of Japanese Wives Working and Earning with Regular Job Using JPSC 2000-2008 Panel Data

安 藤 潤*

要約

本論文では公益財団法人家計経済研究所による「消費生活に関するパネルデータ」(JPSC)の2000年から2008年までのパネルデータを用いて、夫と妻がともに常勤職で週平均35時間以上働く共稼ぎ夫婦の妻の家事労働行動について実証分析を行った。その結果は先行研究とは異なり、このような夫婦の妻はジェンダー・ディスプレイを示すこと、妻の実質年間収入はその家事労働時間と負の相関関係を持たず、むしろ所得が増えると家事労働時間は増えること、ただし、所得水準が上昇するにしたがってその限界的な1単位の増加が限界的に増やす家事労働時間は少なくなることが明らかにされた。

キーワード：家事労働、ジェンダー・ディスプレイ、自治、ジェンダー規範

JEL Classification: D30, D19, J16, Z13

序論

本論文の目的は公益財団法人家計経済研究所による「消費生活に関するパネルデータ」(JPSC)を用いて、ともに常勤職で働く夫婦の妻の家事労働行動を説明するのは相対的所得ではなく自らの絶対的所得であること、つまり経済取引モデルやジェンダー・ディスプレイモデルではなく自治モデル(オートノミーモデル)であるとのGupta(2006, 2007, 2009)およびGupta and Ash(2008)の主張を検証することと、自治モデルは妻の絶対的所得が上昇するにつれてその限界的な1単位の増加が限界的に減らす家事労働時間は少なくなるというKillewald and Gough(2010)の主張を検証することである。

Brines(1994)によるジェンダー・ディスプレイモデルは夫婦の家事労働行動に関して画期的なモデルとなり、その後Greenstein(2000)やBittman et al.(2003)あるいはEvertson and Nermo(2004)により検証されてきた。また経済学ではその直接的な言及こそないものの、Akerlof and Krashinsky(2000, 2010)がアイデンティティ経済学の観点から夫の家事労働分担行動におけるジェンダー・ディスプレイを実証し、その後、Ando(2011, 2012-13a, 2012-13b)により日本の共働き夫婦の家事労働行動におけるジェンダー・ディスプレイの可能性が指摘された。

これに対してGupta(2006)はジェンダー・ディスプレイモデルの先行研究における実証分

* ANDO, Jun [情報文化学科]

析の結果の問題点を指摘し、Gupta (2007) ではともに正規雇用で働き家計所得水準が高い夫婦の妻の家事労働行動に関する実証分析の結果から、ジェンダー・ディスプレイは「擬似的」(Gupta 2007, 413) な関係であり、はもはや相対的所得を用いたジェンダー・ディスプレイモデルにより説明されるのではなくその絶対的所得により説明されるとの問題提起を行い、彼はそのモデルを自治 (autonomy) モデルと名付けたのである。その後続いた Gupta and Ash (2008) も妻の家事労働行動を説明するのはその絶対的所得であることを明らかにし、最近では Sullivan (2011) が家事労働行動とジェンダーに関する大規模量的調査のデータと質的調査に基づく先行研究の再評価を行い、夫の相対所得が 50% を下回ったときにこのような夫婦は家事労働でジェンダー・ディスプレイを示すと考えられるが、そもそも妻の所得が夫のそれを上回るような夫婦が少ないこと、そのような夫婦は夫の失業により夫の所得水準と夫婦の総所得水準が低い夫婦であること、したがってこのようなごく一部の夫婦をもって家事労働において夫や妻がジェンダー・ディスプレイを示すかどうかを論じることには懐疑的な見方を示している。これを受けてかつて Bittman et al. (2003) において家事労働におけるジェンダー・ディスプレイの可能性を明らかにした England (2011) も自らを含めてこのテーマにおける研究者全体のこれまでの研究に対して自己批判を行っており (England 2011, 25)、妻の家事労働行動はその相対的所得ではなく、その絶対的所得により説明されるというのが近年のこの分野における研究者の認識である。実際、Ando (2011, 2012-13a, 2012-13b) はジェンダー・ディスプレイの可能性を明らかにしつつも同時に妻の家事労働行動が自治モデルによっても説明される可能性を明らかにしている。その一方で Killewald and Gough (2010) は、Gupta (2006, 2007, 2009) および Gupta and Ash (2008) では妻の絶対的所得とその家事労働時間が十分考察されていないとし、妻の所得水準を考慮し、固定効果モデルで推定した場合、ジェンダー・ディスプレイは確認されないこと、そして自治モデルが主張するように妻の絶対的所得はその家事労働時間と負の線形関係を持つのではなく、妻の絶対的所得が上昇するにつれてそれが限界的に削減する家事労働時間は徐々に低下していくとの仮説を構築してそれを検証している。また、家事労働のジェンダー・ディスプレイの実証分析に関する先行研究では、Ando (2011, 2012-13a, 2012-13b) がそうであるように、そのほとんどが長期データを用いて推定していないこと、そして Gupta (2007, 2009) のようにジェンダー・ディスプレイモデルに妻の絶対的所得を同時に加えて推定していないことを課題として挙げ、彼女自身がこれら課題を克服しようと試みている。よって本論文では、日本の代表的パネルデータである JPSC を用いてこのような一連の「ジェンダー・ディスプレイ懐疑論」がともに正規雇用で働き稼ぐ日本の夫婦についても当てはまるのかと同時に妻の絶対的所得水準の違いが妻の家事労働時間削減にどのような影響を及ぼすのかを確認する。

本論文の構成は以下の通りである。第 1 章ではジェンダー・ディスプレイモデルの先行研究の紹介に続き、Gupta (2006, 2007) と Sullivan (2011) による「ジェンダー・ディスプレイ懐疑論」と同モデルの問題点の指摘が示され、最後に自治モデルの先行研究が紹介される。第 2 章では本論文で推定に用いられるモデル、サンプルおよび変数が提示される。第 3 章ではサンプルの記述統計量が示された後に実証分析が行われ、最後にその結果から結論が導かれる。

第 1 章 先行研究

1.1 ジェンダー・ディスプレイモデル

夫や妻の家事労働時間は何によって説明されるのかは社会学者だけでなく経済学者の関心を集

めてきた。それを規定する要因の1つとしてそれぞれの相対的資源の多さが考えられる。その資源の1つとして所得が挙げられ、所得に関する相対的資源をより多く持つ配偶者がより少ない時間を家事労働に割き、反対に所得に関してより少ない相対的資源を持つもう一方の配偶者がより多くの時間を家事労働に配分するものと考えられる。これはジェンダー中立的経済取引 (economic exchange) モデル、経済従属 (economic dependency) モデル、バーゲニング (bargaining) モデルと呼ばれ、これらは一方の配偶者の相対的所得（つまり、夫婦の総所得に占める一方の所得の比率）が低下（上昇）するにしたがってもう一方配偶者はその家事労働時間もしくは家事労働時間分担比率を増加（減少）させると説明される。これは現代の主流派経済学では合理的な経済主体、つまりホモ・エコノミカスとしての夫と妻を仮定するということを意味し、経済学者の中には Manser and Brown (1980)、McElroy and Horney (1981)、そして Lundberg and Pollak (1993) はゲーム理論の観点から夫婦の家事労働行動を説明しようとした。

これに対して夫（妻）はその相対的所得が低下（上昇）するにしたがって引き受ける家事労働時間もしくは家事労働時間分担比率を増やし（減らし）ていくが、徐々にその限界的に増やす（減らす）家事労働時間もしくは家事労働時間分担比率を減らしたり、その相対的所得がある一定水準を下回る（上回る）と一転して自らが負担する家事労働時間あるいは家事労働時間分担比率を引き下げる（引き上げる）行動に出ると主張する。これは家事労働行動のジェンダー・ディスプレイ (gender display) モデル、ジェンダー逸脱中立化 (gender-deviance neutralization) モデル、あるいは補償的ジェンダー・ディスプレイ (compensatory gender display) モデルと呼ばれる。これ以降、これら夫もしくは妻の相対的所得を主な説明変数とするモデルを相対的所得モデルと呼ぶこととする。夫と妻の家事労働行動に関するジェンダー・ディスプレイモデルを初めて定式化したのはデューク大学の Brines (1994) で、彼女は夫のそれを上に凸の2次関数で、妻のそれを下に凸の2次関数でそれぞれ定式化し、ミシガン大学が提供する Panel Study of Income Dynamics (PSID) のウェーブ20のデータを用い、経済取引モデルが妻の家事労働行動を支持しているのに対して夫のそれはジェンダー・ディスプレイモデルが説明することを明らかにした。この Brines (1994) の研究はその後続く夫婦の家事労働行動の実証研究に大きな影響を及ぼすこととなり、彼女の論文発表以降、他の社会学者により主に欧米の全国規模で実施されたアンケート調査に基づくマイクロデータを用いたジェンダー・ディスプレイモデルの実証分析が行われていくこととなった (Akerlof and Kranton 2000; Greenstein 2000; Bittman et al. 2003; Evertsson and Neramo 2004; Gupta 2006, 2007, 2009; Killewald and Gough 2010; Usdansky and Parker 2011)。Akerlof and Kranton (2000) はアイデンティティ経済学のフレームワークから PSID の 1983—1992 年のデータを用い、夫の家事労働分担行動は4次関数で表され、夫の家庭外労働時間分担比率はその家庭外労働時間分担比率が100%から徐々に低下していくにしたがって増加していくが、それが50%を下回ってなお低下していくと夫が限界的に引き受ける家事労働時間分担比率は次第に小さくなり、夫の家庭外労働時間分担比率が極めて低い水準ではグラフは横軸に平行に近くなることを明らかにした¹。ウィスコンシン大学が調査を実施し、提供している National Study of Family and Households (NSFH) の 1987-88 年のデータを用い

¹ Akerlof and Kranton (2000) は実証分析の結果を明らかにしていないが、説明変数として夫の相対的所得を用いた場合にはこのようなジェンダー・ディスプレイ行動はより鮮明に表れると主張する。

た Greenstein (2000) は夫の相対的所得を独立変数として用い、アメリカの夫だけでなく妻の家事労働行動もジェンダー・ディスプレイモデルにより説明されることを明らかにした。Bittman et al. (2003) は、1992 年の Australian National Time-Use Survey (ANTUS) と Greenstein (2000) が用いたのと同じ 1987—1988 年の NSFH のデータを用いて実証分析を行い、オーストラリアとアメリカの夫婦の家事労働行動の比較研究から、オーストラリアの妻とアメリカの夫の家事労働行動はジェンダー・ディスプレイモデルが、アメリカの妻のそれは経済取引モデルが説明することを、そしてオーストラリアの夫の家事労働行動はいずれのモデルによっても説明されないことを明らかにした。複数の年次においてアメリカとスウェーデンの比較を行っているのが Evertson and Nermo (2004) である。彼らは、スウェーデンについては 1974 年、1981 年、1991 年及び 2000 年の Swedish Level of Living Survey (LNU) のデータを、アメリカについては 1973 年、1981 年、1991 年及び 1999 年の PSID のデータを用いて実証分析を行い、スウェーデンについてはすべての年次において夫と妻双方の家事労働行動が経済取引モデルにより説明されるのに対し、アメリカについては 1981 年、1991 年及び 1999 年の妻と 1973 年のアメリカの夫の家事労働行動はジェンダー・ディスプレイモデルにより説明されることを明らかにした。

このジェンダー・ディスプレイモデルの推定は欧米諸国において行われた全国規模の社会調査から得られたデータによるもので、著者の知る限り日本についての分析は Ando (2011, 2012-13a, 2012-13b) だけである。まずジェンダー・ディスプレイモデルの実証分析の結果についてまとめておこう。Ando (2011) は公益財団法人家計経済研究所の 2007 年における「消費生活に関するパネル調査」(JPSC) のデータを用い、20 歳以上 60 歳未満の同居する共稼ぎ夫婦の家事労働行動について実証分析を行っており、その結果は、妻の雇用上の地位に関係なく共働きの夫婦はともにジェンダー・ディスプレイ行動をとることを明らかにしている。また、Ando (2012-13a) は 1993 年、2000 年及び 2007 年における JPSC のデータから抽出されたコーホート A の同居する共稼ぎ夫婦をサンプルとして用い、1993 年の夫と妻の家事労働行動は妻の就業上の地位に関係なくジェンダー・ディスプレイモデルによつては説明されないが 2000 年における非常勤職に就く妻とその夫の家事労働行動と 2007 年における常勤職で働く妻を持つ夫のそれはすべてジェンダー・ディスプレイモデルにより説明されること、そして同一コーホートであっても共稼ぎ夫婦の家事労働行動はこのように時間の経過とともに変化する可能性があることを明らかにしている。さらに Ando (2012-13b) は大阪商業大学 JGSS 研究センターの 2006 年にお

² Ando (2011, 2012-13a, 2012-13b) では有意水準の下限を 5% に設定したが、ここではそれを 10% 水準にまで下げた。その結果、本論文では次のように推定結果の解釈を修正している。まず、Ando (2011) では、常勤職で働く妻を持つ夫の相対的所得の 2 乗項はその妻の家事労働時間と 10% 水準で、有意な正の相関関係を持つことになる。また、Ando (2012-13a) では、2000 年における非常勤職に就く妻を持つ夫の相対的所得の 2 乗項はその家事労働時間と 10% 水準で有意な負の相関関係を持つことになる。さらに、Ando (2012-13b) では、常勤職で働いている妻の場合、その夫の相対的所得の 2 乗項は妻の家事労働参加頻度と 10% 水準で有意な正の相関関係を持つことになる。なお、Ando (2011) における常勤職で働く妻を持つ夫の相対的所得の 2 乗項は自らの家事労働時間と負の相関関係を持つものの 10% 水準でも有意ではないが、その z 値は -1.659 と 10% 水準をかなりうじて満たさない程度であるので、ここではそれをほぼ有意とした。最後に、Ando (2012-13a, 2012-13b) の交差項の実証分析の結果解釈は有意水準に関係なく正確ではなく、以上は有意水準を引き下げて改めてそれら実証分析の結果を解釈し直したものである。両論文における解釈の不正確さの責任はすべて筆者に帰せられる。

ける「日本版総合的社会調査」(JGSS-2006)のデータを用い、非常勤職に就く妻を持つ夫と常勤職で働く妻の家事労働行動はジェンダー・ディスプレイモデルにより説明されることを明らかにしている²。

1.2 ジェンダー・ディスプレイモデルへの懐疑論と自治モデル

大規模アンケート調査から得られたデータを用いた数量分析により実証された家事労働を通じたジェンダー・ディスプレイモデルに懐疑的な見解を示したのは Gupta (2006, 2007) である。妻の家事労働行動を説明する主なモデルとして経済取引モデルとジェンダー・ディスプレイモデルがあるが、これら2つの仮説を検証するに際し、説明変数として妻の相対的所得が用いられることが一般的である。また、その他の説明変数として夫婦の総所得を用いてコントロールしようとすることがある。前者に関しては、2組の夫婦の妻の相対的所得が同じであってもそのうちの一方の夫婦の妻の絶対的所得が他方の夫婦の妻のそれの2倍あったとすれば、それぞれの絶対的所得1単位が妻自身の家事労働時間に与える影響は異なってくると考えられること、後者に関しては夫の絶対的所得1単位も妻のそれも、正であれ負であれ、妻の家事労働時間に同じ影響を及ぼすのではなく、両者はそれぞれ異なる影響を及ぼすと考えられることから、Gupta (2006, 2007) は既婚女性の家事労働時間を説明する変数として夫もしくは妻の相対的所得ではなく、妻の絶対的所得を用いるべきであると主張する。実際、Gupta (2006) は NSFH の第2 ウェーブからのデータを用い、すべてのコントロール変数とともに同モデルを推定した場合、既婚女性の絶対的所得がその家事労働時間と負の有意な相関関係を持つものに対してそのパートナーの絶対的所得は有意でない負の相関関係を有することを明らかにしている。また Gupta (2007) は、やはり NSFH の第2 ウェーブから得られたフルタイム雇用で働く既婚女性の家事労働時間に関するデータを用い、その家事労働行動は妻の相対的所得とともに夫婦の絶対的総所得を説明変数として推定式に組んだ場合にはジェンダー・ディスプレイモデルが支持されるものの、夫婦の絶対的所得をそれぞれ別個に説明変数として組み込んだ場合にはもはや妻の相対的所得とその2乗項、ジェンダー・ディスプレイモデルは支持されず、夫もしくは男性パートナーの絶対的所得も有意ではなくなって妻の絶対的所得だけがその水準に関係なく妻の家事労働時間と一定の有意な負の相関関係を持つようになり、その推定式から妻の相対的所得とその2乗項を除いた場合にも妻の絶対的所得のみその家事労働時間と有意な負の相関関係を持つことを明らかにしている。さらに Gupta and Ash (2008) は NSFH の第2 ウェーブにおける18歳から65歳までの既婚および未婚の異性婚カップルからなるサンプルから得られたデータを用い、先行研究において使用されてきたパラメトリック・アプローチから得られた結果とノンパラメトリック・アプローチから得られた結果を比較し、前者ではそのようなカップルの女性の家事労働行動に見せかけのジェンダー・ディスプレイが確認されてしまうこと、そして後者ではそのような女性の家事労働時間はその相対的所得の水準に関係なくその絶対的所得と関連し、彼女たちの絶対的所得が上昇するにつれてその家事労働時間は減少すること³、彼女たちの絶対的所得の水準を一定にした場合にはその水準に関係なく彼女たちの相対的所得が0.5から上昇してもその家事労働時間はほと

³ Gupta and Ash (2008) が提示しているグラフでは、相対的所得が2分の1と3分の1の女性については彼女たちの絶対的所得が20,000ドルを超える領域でグラフがジェンダー・ディスプレイのような形状になっているが、彼らはこれはサンプルの密度が低い領域から得られた推定の結果によるもので、信頼性に欠けると述べている (Gupta and Ash 2008: 111)。

んど変化しないこと、これらはともにフルタイム雇用で働く共稼ぎ夫婦からなるサブサンプルでも結論は変わらないことを明らかにしている。

Gupta (2006, 2007) および Gupta and Ash (2008) 以降では Kan (2008) が British Household Panel Survey (BHPS) の 1993 年、1995 年、1997 年、2001 年および 2003 年のデータから得られた 18 歳以上 65 歳以下の結婚をしているか同棲婚をしている異性間カップルのサンプルを用いて最小二乗法 (OLS) によるパネル分析を行い、男性であれ女性であれカップルを構成する男女それぞれの雇用上の地位をダミー変数として用いた場合にはそれぞれの家事労働行動を通じたジェンダー・ディスプレイを支持する証拠は何もないことを明らかにしている⁴。また、Gupta (2009) は 1999 年におけるドイツの German Socio-Economic Panel (GSOEP)、2000 年におけるスウェーデンの LNU、そして 1999 年におけるアメリカの PSID から既婚もしくは同棲中のフルタイムで働く女性のデータを抽出し、妻の相対的所得とその 2 乗項に加え夫婦の総所得を独立変数として用いた場合には、ドイツとアメリカについては経済取引モデルが支持され、スウェーデンについては経済取引モデルもジェンダー・ディスプレイモデルも棄却されること、夫婦の総所得の代わりに夫と妻あるいは各パートナーそれぞれの絶対的所得を独立変数に加えた場合ドイツとスウェーデンについては自治モデルが、アメリカについては経済取引モデルが支持されること、そして独立変数から妻の相対的所得とその 2 乗項を除いた場合にはいずれの国についても妻の絶対所得が従属変数である妻もしくは女性パートナーの家事労働時間と有意な負の相関関係を持つ、つまり、3 か国すべてについて自治モデルが支持されることを明らかにしている。Killewald and Gough (2010) は、高所得を稼ぐ妻でさえかなりの時間を家事労働に割いている事実注目し、それは市場で家事労働代替財・サービスを購入してそれを外部化しようとしても外部化が適切でない家事労働があること、外部化しようにもコストが高くて外部化しづらい家事労働があること、外食とは違って部屋の掃除など家事労働を外部化することによりそのサービスを提供する労働者を家に招き入れることはプライバシーを公開することにつながる、夫が家事労働をなかなか引き受けようとしないこと、高所得を稼いでいる妻でさえ家事労働を行うことは「良き妻」であることと密接に結びついており、したがって家事労働をしないことはジェンダー規範の逸脱につながるなどから外部化しきれない家事労働が残ってしまうことにより

⁴ Kan (2008) が説明変数として用いているのは男女パートナーそれぞれの相対的所得ではなく、Brines (1994) が用いた経済的従属指標である。これは一方のパートナーの所得からもう一方のパートナーの所得を差し引き、それをカップルの総所得で除したものである。したがって同指標は -1 以上 1 以下となり、正の値をとった場合には本人の所得が、負の値をとった場合には相手の所得が上回っていることを意味する。また、Kan (2008) の実証分析の結果では男性パートナーの経済的従属指標とその 2 乗項はそれぞれ 0.1% と 5% で有意にその家事労働時間と負の相関関係を有していることを示していることには注意が必要である。同推定結果は、英国の男性パートナーの経済的従属度が 1 から -0.833 までは低下するまでは限界的に追加する家事労働時間を減らしながら自らが負担する家事労働時間を増やすが、-0.833 を下回ると一転して家事労働時間を減らすことを意味している。したがってこの推定結果は、ジェンダー・ディスプレイモデルが支持されるか棄却されるかの判断基準によっては同モデルが支持されていると解釈できる。

⁵ Killewald and Gough (2010) は一般的に用いられているジェンダー・ディスプレイと家事労働における夫婦間あるいはパートナー間のジェンダー・ディスプレイ行動とを区別するため、後者を、家事労働におけるジェンダー行動規範逸脱を緩和するという意味で「補償的ジェンダー・ディスプレイ (compensatory gender display)」という用語を用いている (Killewald and Gough 2010: 989)。

発生すると指摘している (Killewald and Gough 2010: 990-991)。そこで Killewald and Gough (2010) は、妻の絶対的所得が高くなるほど妻はそれが引き下げる家事労働時間の制約に近づくため、その限界的な 1 単位の増加が限界的に引き下げる家事労働時間は少なくなることを、したがって両者の関係は Gupta (2006, 2007, 2009) や Gupta and Ash (2008) が想定しているように妻の絶対的所得の水準に関係なく一定の負の係数を持つ線形関係で表されるのではなく、その上昇とともに 0 に近づいていくとの仮説を構築し、1976—2003 年の PSID のデータから得られたとともに週 35 時間以上フルタイム雇用で働く夫婦の妻をサンプルとして抽出してパネル分析を行い、ジェンダー・ディスプレイモデルと自治モデルの検証と同仮説の検証を行っている。Killewald and Gough (2010) による実証分析の結果は、妻の相対的所得とその 2 乗項に加え夫と妻それぞれの絶対的所得も説明変数として使用して最小二乗法 (OLS) と固定効果モデルを用いて分析した場合にはジェンダー・ディスプレイモデルが支持されること、ただし妻の絶対的所得を 4 分位に分けてスプライン関数モデルで推定した場合、ジェンダー・ディスプレイモデルはもはや支持されないこと、妻の絶対的所得はその家事労働時間と負の相関関係を持ち、その水準が高くなるほどそれが引き下げる家事労働時間は少なくなるが、すべての分位での妻の絶対的所得が必ずしもその家事労働時間と有意な負の相関関係を持つわけではないことを明らかにしている⁵。Killewald and Gough (2010) はこれら実証分析の結果をもって自分たちが構築した仮説は概ね支持されたと結論づけている。Usdansky and Parker (2011) は 2003 年から 2006 年までのアメリカの American Time Use Survey (ATUS) のプールド・データを用い、妻の所得がその家事労働時間と有意な負の相関関係を有していることを明らかにしている。さらに Killewald (2011) はアメリカの Health and Retirement Study (HRS) と Consumption and Activities Mail Survey (CAMS) を用い、家事労働の中から家の掃除と料理に焦点を当て、就労し、子どもとは同居しない 50 歳前後の夫婦の妻の所得はその掃除と料理それぞれの時間を有意に引き下げることを明らかにしている。

最近では Sullivan (2011) が過去のジェンダー・ディスプレイ研究に関する数量調査と質的調査の先行研究を概観し、その中で大規模アンケート調査から得られたデータを用いたジェンダー・ディスプレイモデルの推定に関する問題点を整理している。Sullivan (2011) は、1980 年代に英米で行われた質的調査に基づく先行研究において、夫は一家の大黒柱であるべきというジェンダー規範を持ちながらも妻の所得に依存せざるを得ない夫が家事労働において後にジェンダー・ディスプレイと呼ばれることになる行動をとることがすでに描き出されていることから、夫によるそのような行動が現実起こること自体は認めつつも、そのような夫は失業などにより極端に所得水準を低下させた夫であり、全体で見てもごく一部に限られると述べている (Sullivan

⁶ Gupta (2006, 2007) に先行して刊行された論文であるので当然のことながら直接的に自治モデルには言及していないが、妻の所得が共稼ぎの妻の家事労働時間にどのような影響を及ぼすかについて実証分析を行っているものとして Ueda (2005) がある。その推定結果は、フルタイムで働いていようがパートタイムで働いていようが、妻の所得はその家事労働時間を有意に減らすことはないが、専業主婦も含めたすべてのサンプルを用いた場合には妻の所得はその家事労働時間と有意な負の相関関係を持つこと、また、年齢階級別にサンプルを分類した場合には 20 代、30 代後半、40 代、50 代において妻の所得がその家事労働時間を有意に引き下げることを明らかにしている。

⁷ ここでも有意水準の下限を 10% まで下げて常勤職に就く妻の家事労働行動の解釈を修正した。

2011: 2)。実際、Bittman et al. (2003) も 1987—1988 年の NSFH のデータから得られたサンプルから夫の相対的所得が 0、つまりその絶対的所得が 0 の夫婦の 2～3% もしくは夫の相対的所得が最も低い夫婦の 2% もしくは 3% を除いた場合、アメリカの夫についてはもはやジェンダー・ディスプレイモデルはその家事労働行動を説明しなくなることも明らかにしている (Bittman et al. 2003: 207)。また Sullivan (2011) は、男性の家事労働におけるジェンダー・ディスプレイを支持する主要な先行研究が使用しているデータは 1970 年代から 1990 年代までのものであり (Akerlof and Kranton 2000; Greenstein 2000; Bittman et al. 2003; Evertsson and Nermo 2004; Gupta 2006, 2007)、2000 年代のデータを用いた Kan (2008) が男性であれ女性であれその家事労働行動においてジェンダー・ディスプレイ仮説は支持されないことを明らかにしているように、所得水準が極めて低い男性の家事労働行動に変化があり、現在は男性によるジェンダー・ディスプレイはもはや過去の遺物と化している可能性があること、そして、もしそうであるとするならば、長期データを用いた妻もしくは女性パートナーが就労する夫婦あるいはカップルの家事労働行動の変化に関する実証分析が不足していること指摘している (Sullivan 2011: 6-8)。さらに Sullivan (2011) は妻もしくは女性パートナーの家事労働行動の実証分析については基本的に Gupta (2006, 2007) および Gupta and Ash (2008) の指摘を支持しており、フルタイムで働き所得水準が高いと想定される妻もしくは女性パートナーの家事労働行動はジェンダー・ディスプレイモデルではなくその絶対的所得、つまり自治モデルにより説明されると述べている (Sullivan 2011: 10)。

ところで、日本の自治モデルについても Ando (2011, 2012-13a, 2012-13b) を除いてその推定は見当たらない⁶。Ando (2011) の実証分析の結果は、妻の就業上の地位が常勤であれ非常勤であれ、妻の絶対的所得はその家事労働時間と有意な負の相関関係を有することを明らかにしている⁷。Ando (2012-13a) の実証分析の結果は 2007 年における非常勤職に就く妻の絶対的所得だけがその家事労働時間と有意な負の相関関係を有することを明らかにしている。さらに JGSS-2006 の個票データを用いた Ando (2012-13b) は、就業上の地位が常勤であろうが非常勤であろうが、妻の絶対的所得と家事労働参加頻度との間に有意な負の相関関係があることを明らかにしている。さらに安藤 (2013) は JGSS-2006 から得られたデータを用いて家事労働のうち夕食準備に焦点を当て、非常勤職で働く妻の所得は中食の利用回数と有意な正の相関関係を持つがその利用は妻の夕食準備回数の軽減にはつながらないのに対し、妻が常勤職で働く場合には外食と弁当の利用回数と有意な正の相関関係を持つのはその夫の所得であり、しかもその利用回数は妻の夕食準備回数と有意水準は若干低い負の相関関係を持つことを明らかにしている。

第 2 章 分析上のフレームワーク

2.1 モデル

本論文の分析上のフレームワークは基本的に Gupta (2006, 2007, 2009) および Killewald and Gough (2010) を踏襲する。すなわち、まず以下の (2.1) 式で表されるジェンダー・ディスプレイモデルを推定する。

$$Y_w = \alpha_{0w} + \alpha_{1w}X + \alpha_{2w}X^2 + \alpha_{3w}Z + \varepsilon_1 \quad (2.1)$$

ここで Y_w は妻の家事労働時間、 X は妻の相対的所得、 X^2 はその 2 乗項、 Z はコントロール変数のベクトル、 ε は誤差項である。次に、Gupta (2006, 2007) と同じく妻の相対的所得とその 2

乗項、絶対的所得を同時に説明変数として組み込んだ以下の (2.2) 式を推定し、妻の相対的所得とその 2 乗項が有意ではなくなり、その代わりに妻の絶対的所得が被説明変数と有意な負の相関関係を持つのかどうかを検証する。

$$Y_w = \alpha_{0w} + \alpha_{1w}X + \alpha_{2w}X^2 + \beta_{1h}H + \beta_{1w}W + \alpha_{3w}Z + \varepsilon_2 \quad (2.2)$$

ここで H と W はそれぞれ夫及び妻の絶対的所得である。最後に妻の絶対的所得がある一定水準以上となると説明力を失うという Killewald and Gough (2010) の主張を検証するため、(2.2) 式の妻の絶対的所得とその水準に関するダミー変数との交差項をも加えた以下の (2.3) 式も推定する。

$$Y_w = \alpha_{0w} + \alpha_{1w}X + \alpha_{2w}X^2 + \beta_h H + \beta_{1w}W + \beta_{2w}Dummy1*W \\ + \beta_{3w}Dummy2*W + \beta_{4w}Dummy3*W + \beta_{5w}dummy4*W + \alpha_{3w}Z + \varepsilon_3 \quad (2.3)$$

ここで *Dummy 1*、*Dummy 2*、*Dummy 3*、*Dummy 4* はそれぞれ妻の絶対的所得水準を 200 万円以上 400 万円未満、400 万円以上 600 万円未満、600 万円以上 800 万円未満、800 万円以上にそれぞれ分けるダミー変数である。

2.2 サンプル

サンプルは JPSC の 2000 年 (ウェーブ 8) から 2009 年 (ウェーブ 17) までのデータを用い、夫婦が同居していること、夫婦ともに 20 歳以上 60 歳未満であること、夫と妻がともに 1 年前と同じ職場で常勤職で週平均 35 時間以上働いていることという条件をすべて満たす回答者 (妻) に制限した。ただし、夫と妻がともに家事労働時間が 0 の回答者、夫と妻のうちいずれか一方でも労働時間が 0 の回答者、夫と妻のうちいずれか一方でも所得が 0 の回答者、1 つでも無回答および非該当のあった回答者はサンプルから除外されている。夫婦ともに週平均労働時間を 35 時間以上としたのは Gupta (2006, 2007, 2009) や Killewald and Gough (2010) がサンプルを得る際に週平均労働時間が 35 時間以上の夫婦に制限していることに対応させたためである。ところで Gupta (2006, 2007) や Sullivan (2011) が妻の相対的所得が 50% 以上となる夫婦は多くの場合夫が失業中などの理由でその所得水準が低い夫婦であり、このようなごく一部の夫婦をサンプルに加えるとジェンダー・ディスプレイは確認されるものの、それら夫婦をサンプルから除外してジェンダー・ディスプレイモデルを推定した場合には妻の相対的所得とその 2 乗項はもはや有意にはならず、家事労働におけるジェンダー・ディスプレイ仮説は支持されないと主張している。したがって本論文におけるサンプルは、このような主張を検証するため、夫と妻の

⁸ 2005 年基準 GDP デフレーター (連鎖式) は内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部編『国民経済計算年報平成 25 年版』より取得した。

双方が1年前と同じ職場で働いているという条件を設け、ともに1年間にわたり安定して一定水準以上の高い所得を得ている可能性が高いと考えられる夫婦にサンプルを制限している。この結果、最終的にサンプルに残った夫婦の数は982であり、得られたデータは2000年から2008年までのアンバランス・パネルデータである。2009年のデータがこのパネルデータに入っていないのは、JPSCの各ウェブで回答している年収が調査時点における前年のものであるためである。また、結果的には夫も妻もその職業はすべて勤め人、つまり被用者となった。

2.3 変数

被説明変数は妻の平日1日当たり家事育児時間（分）である。説明変数は、妻の相対的所得とその2乗項、夫と妻それぞれの実質絶対的所得である。使用したデータは回答者が翌年実施された調査で回答した前年1年間の夫、妻、および夫婦共通の「年収・勤め先」、「年収・事業」、「年収・社会給付」と「年収・その他」であり、夫と妻それぞれのこれら各種年収を合計し、さらにこの合計金額に夫婦共通のそれら各種年収の50%ずつを加えたものを名目絶対的所得として算出した。絶対的所得の実質化に際しては2005年基準のGDPデフレーター（連鎖方式）を用いた⁸。

その他の説明変数は、夫と妻それぞれの①平日1日当たり労働時間（分）、②教育歴、③年齢と、④同居する子どもの数、⑤0-6歳の子ども同居ダミー、⑥7-12歳の子ども同居ダミー、⑦実母もしくは義母同居ダミー、⑧20歳以上の娘同居ダミー、⑨居住地の規模である。①については「夫生活時間（平日）仕事」と「本人生活時間（平日）仕事」が用いられている。②については「夫最高学歴」と「本人最高学歴」が用いられ、中学校卒業に1、高校を卒業せず入学した専門学校・専修学校卒業に2、高校卒業に3、高校を卒業後に入学した専門学校・専修学校卒業に4、短期大学・高等専門学校卒業に5、4年制大学卒業に6、大学院修了に7が与えられている。③、④、⑤、⑥、⑦、⑧については「家族1人目」から「家族10人目」までの「続柄」、「性別」、「年齢」、「同居別居」を用いて作成した。⑤から⑧については該当する家族が同居している場合には1を、そうでない場合には0を与えている。⑨については「市郡規模」を用い、「町村」に1、「その他都市」に2、「大都市」に3が与えられている。さらに実質化された妻の絶対的所得水準が200万円以上400万円未満、400万円以上600万円未満、600万円以上800万円未満、800万円以上にそれぞれ該当する場合に1を、そうでない場合に0を与えるダミー変数を作成し、妻の実質絶対的所得との交差項を説明変数として用いた。

なお、夫と妻の通常の週平均労働時間が35時間以上かどうかの判断にはそれぞれの「週労働時間」を用いた。

第3章 実証分析

3.1 記述統計量

表3-1 記述統計量 (n = 982)

変数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
妻の平日1日当たり家事労働時間(分)	0.000	570.000	190.876	97.590
夫の平日1日当たり労働時間(分)	120.000	1320.000	613.717 ***	109.156
妻の平日1日当たり労働時間(分)	360.000	840.000	530.112	65.402
夫の実質年収(万円、2005年実質価格)	23.277	2629.017	552.175 ***	221.976
妻の実質年収(万円、2005年実質価格)	9.737	3214.064	382.578	208.300
相対的所得	0.016	0.832	0.402	0.112
夫の最高学歴	1.000	7.000	4.270	1.676
妻の最高学歴	1.000	7.000	4.307	1.214
夫の年齢	23.000	59.000	39.300 ***	7.158
妻の年齢	25.000	49.000	37.126	6.081
同居する子どもの数	0.000	4.000	1.407	1.059
子どもなしダミー	0.000	1.000	0.257	0.437
0-6歳の子ども同居ダミー	0.000	1.000	0.275	0.447
7-12歳の子ども同居ダミー	0.000	1.000	0.343	0.475
実母もしくは義母同居ダミー	0.000	1.000	0.378	0.485
20歳以上の娘同居ダミー	0.000	1.000	0.045	0.207
妻の実質年収200万円以上400万円未満ダミー	0.000	1.000	0.456	0.498
妻の実質年収400万円以上600万円未満ダミー	0.000	1.000	0.282	0.450
妻の実質年収600万円以上800万円未満ダミー	0.000	1.000	0.101	0.301
妻の実質年収800万円以上ダミー	0.000	1.000	0.023	0.151
居住地の規模	1.000	3.000	2.023	0.629

(注) 表中の***、**、*、†は「平日1日当たり労働時間」、「実質年収」そして「年齢」に関し、それぞれ0.1%、1%、5%、10%で夫と妻の当該変数の平均値が有意に異なることを表している。

記述統計は表3-1に示されている通りである。妻の平日1日当たり家事労働時間の最小値は0.00分、最大値は570.00分、平均値は190.88分である。夫の平日1日当たり労働時間は最小値が120.00分、最大値は1,320.00分、平均値は613.72分である。これに対して妻の平日1日当たり労働時間の最小値は360.00分、最大値は840.00分、平均値は530.11分である。夫と妻の平日の労働時間の平均値は0.1%水準で有意に異なる。絶対的所得としての実質年間収入は、夫の最小値が23.28万円、最大値が2,629.02万円、平均値が552.18万円であるのに対し、妻の最小値、最大値、平均値はそれぞれ9.74万円、3,214.06万円、382.58万円である。これら夫と妻の実質年間収入の平均値は0.1%水準で有意に異なる。妻の相対的所得の最小値は0.02、最大値は0.83、平均値は0.40である。夫と妻ともに最高学歴の最小値は1.00、最大値は7.00で、平均値については夫が4.27、妻が4.31であるが、両者は10%水準でも有意に異ならない。年齢については夫の最小値が23歳、最大値が59歳、平均値が39.30歳、妻の最小値が25歳、最大値が49歳、平均値が37.13歳であり、夫婦の年齢の平均値は0.1%水準で有意に異なっている。子どもの数は最小値が0人、最大値が4人、平均値が1.41人である。ダミー変数についてはすべて最小値が0.00、最大値が1.00である。子どもなし、0-6歳の子ども同居、7-12歳の子ども同居、妻の実母もしくは義母との同居、20歳以上の娘との同居、妻の実質年収が200万円以上400万円未満、同400万円以上600万円未満、同600万円以上800万円未満、同800万円以上に関する8つのダミー変数の平均値はそれぞれ0.26、0.28、0.34、0.38、0.05、0.46、0.28、0.10、0.02である。居住地の規模は最小値が1.00、最大値が3.00であり、平均値は2.02である。

表 3－2 度数分布表（妻の相対的所得）

階級	度数	累積度数	相対度数	累積相対度数
0 以上 0.1 未満	13	—	0.013	—
0.1 以上 0.2 未満	37	50	0.038	0.051
0.2 以上 0.3 未満	130	180	0.132	0.183
0.3 以上 0.4 未満	256	436	0.261	0.444
0.4 以上 0.5 未満	390	826	0.397	0.841
0.5 以上 0.6 未満	126	952	0.128	0.969
0.6 以上 0.7 未満	29	981	0.030	0.999
0.7 以上 0.8 未満	1	982	0.001	1.000
0.8 以上 0.9 未満	0	982	0.000	1.000
0.9 以上 1.0%未満	0	982	0.000	1.000
0.1	0	982	0.000	1.000

妻の相対的所得に関する度数分布表は表 3－2 に示されている。最小値は 0.8 以上 0.9 未満、0.9 以上 1.0 未満および 1.0 の 0、最大値は 0.4 以上 0.5 未満の 390、最頻値および中央値としての階級は 0.4 以上 0.5 未満である。0.0 以上 0.5 未満で累積相対度数は 0.841 に達し、したがって妻の実質年収が夫婦の実質総年収の 50% 以上である 156 夫婦がサンプル全体に占める比率は 15.9% である。妻の相対的所得が 0.5 以上の夫婦の夫と妻の実質年収の平均値は夫が 451.87 万円、妻が 546.98 万円で、夫の実質年収が 200 万円を下回る夫婦はのべ 9 夫婦にすぎない。

3.2 実証分析の結果

(2.1) 式から (2.3) 式までの推定結果と Hausman 検定の結果は表 3－3 に示されている。まず (2.1) 式について、Hausman 検定の結果は「説明変数と個体特有效果との間に相関はない」とする帰無仮説を 5% 水準で棄却することができるため、固定効果モデルが採択される。妻の相対的所得とその 2 乗項に注目するならば、前者は被説明変数と負の相関関係を、被説明変数と正の相関関係をそれぞれ有することが示されており、符号条件を満たしている。ただし、ともに 10% 水準でも有意ではなく、ジェンダー・ディスプレイモデルは支持されない。夫と妻の労働時間はともに符号条件を満たし、それぞれ 10% 水準と 1% 水準で有意であり、時間制約説が支持されている。夫と妻の年齢はともに符号条件を満たさず、10% 水準でも有意ではない。同居する子どもの数は被説明変数と正の相関関係を持ってはいるが、やはり 10% 水準でも有意ではない。子どもがいない夫婦のダミー変数は符号条件を満たし、0.1% 水準で有意である。ほぼ未就学児童の年齢にあたる 0－6 歳の子どもが同居する夫婦のダミー変数と、ほぼ小学生の年齢にあたる 7－12 歳の子どもがいる夫婦のダミー変数はともに被説明変数と正の相関関係を持ち、符号条件を満たしてはいるが、前者が 5% で有意であるのに対して後者は 10% 水準でも有意ではない。妻の実母もしくは義母が同居している夫婦のダミー変数と 20 歳以上の娘が同居している夫婦のダミー変数はともに妻の家事労働時間を減らす、前者が 0.1% 水準で有意なのに対し、後者は 10% 水準でも有意ではない。夫婦の居住地の規模は被説明変数と正の相関関係を持ってはいるが、10% 水準でも有意ではない。

次に (2.2) 式の推定結果であるが、Hausman 検定の結果は「説明変数と個体特有效果との間に相関はない」とする帰無仮説を 5% 水準で棄却することができるため、固定効果モデルが採択される。妻の相対的所得は被説明変数と 10% で有意な負の相関関係を持っていることが示されている。しかし、その 2 乗項は被説明変数と正の相関関係を持ってはいるものの 10% 水準でも有意ではない。また、夫と妻の絶対的所得は前者が妻の家事労働時間を引き下げるのに対して後

表 3-3

説 明 変 数	(2.1) 式				(2.2) 式				(2.3) 式			
	固定効果モデル		変量効果モデル		固定効果モデル		変量効果モデル		固定効果モデル		変量効果モデル	
	推定係数	t 値	推定係数	t 値	推定係数	t 値	推定係数	t 値	推定係数	t 値	推定係数	t 値
定数項	595.538	4.695 ***	451.141	9.690 ***	624.676	4.781 ***	437.778	8.779 ***	602.056	4.417 ***	423.640	7.822 ***
妻の相対的所得	-264.169	-1.544	-157.775	-1.507	-343.174	-1.801 †	-115.997	-1.015	-429.626	-2.013 *	-252.230	-1.851 †
妻の相対的所得の2乗	275.537	1.371	197.664	1.455	295.591	1.460	191.890	1.410	380.267	1.797 †	312.943	2.150 *
夫の実質年収					-0.042	-0.900	0.023	0.931	-0.048	-0.962	0.008	0.305
妻の実質年収					0.035	0.898	-0.023	-0.795	0.224	1.854 †	0.232	2.275 *
妻の実質年収200万円以上400万円未満ダミー*									-0.078	-0.940	-0.111	-1.720 †
妻の実質年収400万円以上600万円未満ダミー*									-0.136	-1.488	-0.166	-2.254 *
妻の実質年収600万円以上800万円未満ダミー*									-0.165	-1.692 †	-0.203	-2.544 *
妻の実質年収800万円以上ダミー*									-0.174	-1.634	-0.222	-2.499 *
夫の労働時間	0.069	1.787 †	0.044	1.558	0.072	1.855 †	0.042	1.499	0.072	1.831 †	0.043	1.520
妻の労働時間	-0.185	-3.045 **	-0.268	-5.842 ***	-0.184	-3.022 **	-0.268	-5.842 ***	-0.178	-2.921 **	-0.261	-5.681 ***
夫の最高学歴	-20.872	-0.840	-2.309	-0.825	-22.685	-0.909	-2.543	-0.895	-21.062	-0.834	-2.505	-0.877
妻の最高学歴	-21.835	-1.125	1.698	0.439	-20.917	-1.075	1.619	0.417	-22.524	-1.153	1.988	0.510
夫の年齢	-0.385	-0.046	-2.901	-2.820 **	0.118	0.014	-2.927	-2.846 **	-0.408	-0.048	-2.925	-2.836 *
妻の年齢	-1.764	-0.208	0.264	0.211	-2.028	-0.239	0.177	0.139	-1.035	-0.121	0.364	0.286
同居する子どもの数	6.083	0.756	-0.848	-0.164	6.307	0.783	-0.568	-0.110	6.256	0.758	-0.799	-0.154
子どもなしダミー	-141.489	-6.281 ***	-103.480	-7.411 ***	-140.716	-6.214 ***	-103.500	-7.406 ***	-140.767	-6.188 ***	-104.427	-7.445 ***
0-6歳の子ども同居ダミー	25.830	2.194 *	31.765	3.565 ***	26.108	2.208 *	31.399	3.509 ***	26.421	2.226 *	31.464	3.509 ***
7-12歳の子ども同居ダミー	7.259	0.873	1.964	0.285	7.544	0.905	1.793	0.260	7.372	0.881	1.656	0.239
実母もしくは義母同居ダミー	-42.010	-3.230 ***	-24.432	-3.220 ***	-42.611	-3.268 ***	-24.423	-3.219 ***	-41.053	-3.125 **	-23.914	-3.151 **
20歳以上の娘同居ダミー	-2.675	-0.182	6.559	0.495	-2.671	-0.181	6.074	0.458	-2.928	-0.198	5.765	0.435
居住地の規模	3.426	0.240	7.944	1.318	3.459	0.242	7.902	1.310	2.821	0.197	9.388	1.553
R ² within	0.214		0.194		0.215		0.192		0.221		0.199	
R ² between	0.214		0.342		0.204		0.345		0.206		0.351	
R ² overall	0.158		0.263		0.151		0.265		0.153		0.273	
サンプル数	982		982		982		982		982		982	
グループ数	348		348		348		348		348		348	
Hausman検定 χ^2 (Prob < χ^2)			25.88 (0.0393) *				25.01 (0.0498) *				23.46 (0.0748) †	

(注) ***, **, *, †はそれぞれ0.1%, 1%, 5%, 10%で有意であることを表している。

者はむしろそれを増加させ、しかもともに 10%水準でも有意ではない。このことは、妻の相対的所得と絶対的所得を同時に説明変数に組み込んで推定した場合に前者はもはや有意ではなくなり、後者が有意となって妻の家事労働時間はその絶対的所得により説明されることになるとの Gupta (2006, 2007) の主張とは異なる。この (2.2) 式の推定結果からはサンプルとして選ばれたような夫婦の妻の家事労働時間は経済取引モデルにより説明されることを意味している。その他の説明変数に関しては、推定地に若干の違いがあるものの、符号と有意水準は (2.1) 式の推定結果と変わらない。

最後に (2.3) 式の推定結果を見よう。Hausman 検定の結果は「説明変数と個体特有效果との間に相関はない」とする帰無仮説を 5%水準では棄却できないため変量効果モデルが採択される。ただし、その帰無仮説は 10%水準では棄却できるため、有意水準を下げれば固定効果モデルが採用されることになる。まず変量効果モデルの推定結果であるが、妻の相対的所得は符号条件を満たし、しかも 10%水準で有意である。さて、妻の相対的所得の 2 乗項は符号条件を満たして 1%水準で有意になった。夫の絶対的所得は妻の家事労働時間を増加させるが有意ではない。基準となる実質年収 200 万円未満の妻の絶対的所得は Gupta (2006, 2007) が主張する自治モデルの符号条件を満たしていないが 5%で有意である。さらに妻の実質年収の階級別ダミー変数と妻の相対的所得との交差項に注目すれば、4 つともすべて被説明変数と負の相関関係も持ち、実質年収 200 万円以上 400 万円未満のダミー変数が 10%水準で、それ以外の 3 つのダミー変数が 5%水準で有意である。ただし、基準となる実質年収 200 万円未満の推定係数 0.23 とそれぞれのダミー変数の推定係数の和は実質年収 200 万円以上 400 万円未満が 0.12、実質年収 400 万円以上 600 万円未満が 0.07、実質年収 600 万円以上 800 万円未満が 0.03、実質年収 800 万円以上が 0.01 と、すべて正の値になる。したがって、この変量効果モデルの推定結果はこのような妻の家事労働行動はジェンダー・ディスプレイモデルにより説明されることになることを示している。次に固定効果モデルの推定結果であるが、妻の相対的所得とその 2 乗項はともに符号条件を満たし、前者が 5%水準で、後者が 10%水準で有意である。これに対し妻の絶対的所得はやはり Gupta (2006, 2007) が主張する自治モデルの符号条件を満たしてはいないが 10%水準で有意である。妻の実質年収に関する 4 つのダミー変数では実質年収 600 万円以上 800 万円未満が唯一 10%水準で有意であるが、基準となる実質年収 200 万円未満の推定係数である妻の絶対的所得の推定係数 0.224 との和はいずれも負にはならない。夫の絶対的所得は変量効果モデルとは符号が反対であり、有意ではない。推定係数や有意水準は両モデルで異なりはするが、いずれのモデルも Gupta (2006, 2007) の自治モデルではなく、ジェンダー・ディスプレイモデルを支持している。

結論

本論文では JPSC の 2000 年から 2008 年までのパネルデータを用いて、夫と妻がともに常勤職で働き、週平均 35 時間以上働く共稼ぎ夫婦の妻の家事労働行動について実証分析を行った。その結果、妻の絶対的所得としての実質年収とその階級を考慮した場合、次のような結論が導かれた。第 1 に、このような夫婦の妻は家事労働を通じてジェンダー・ディスプレイを示すことが明らかにされた。固定効果モデルの推定結果からは妻はその相対的所得が約 0.565 を超えると、また変量効果モデルの推定結果からは妻はその相対的所得が約 0.403 を超えると、むしろ家事労働時間を引き上げる。固定効果モデルの推定結果を採用するならば、たしかに Gupta (2006,

2007)、Gupta and Ash (2008)、あるいは Sullivan (2011) が指摘しているように該当する夫婦の数は 47 しかなく、全体の 4.8% を占めるにすぎない。しかし変量効果モデルの推定結果を採用するならば、妻の相対的所得が 0.403 以上である夫婦は 475 あり、48.4% を占め、必ずしも Gupta (2006, 2007)、Gupta and Ash (2008)、あるいは Sullivan (2011) による指摘は当てはまらない。第 2 に、どのような実質年収階級にある妻に関しても自治モデルが支持されずにむしろ妻の絶対的所得はその家事労働時間を増やすこと、そして妻の絶対的所得の水準が上昇するごとにその追加的な 1 単位が引き下げる妻の追加的な家事労働時間は徐々に増加するため絶対的所得の水準が高い妻ほどそれが増やす家事労働時間は少ないことが明らかにされた。最後の点については、固定効果モデルの推定結果からは妻の絶対的所得が 600 万円未満とそれ以上で差が表れるのに対し、変量効果モデルの推定結果からは妻の絶対的所得が 800 万円以上となるまでそれが 200 万円上昇するごとにその差が現れることになる。

一般的に自治モデルからは、共稼ぎ夫婦の妻の雇用促進と雇用の男女平等の推進により妻の所得を上昇させるべきであり、それをもって妻は市場で家事労働の代替財・サービスを購入することによりその一部を外部化して自らの家事労働時間を削減できるという政策的インプリケーションが導かれる。しかし、本論文の実証分析の結果は、男女雇用機会均等法がその成果としておそらく想定しているであろう、ともに常勤職に就いて一定水準以上の所得を得ている夫婦の妻にはそのような政策目標の達成が逆効果をもたらすことになる。ただし妻の絶対的所得が大きくなればなるほど自らが稼ぐことで増える家事労働時間は少なくなるという点では効果がある。

これまでは単年の個票データから得られたサンプルを用いて日本の共稼ぎ夫婦の家事労働行動の実証分析を行ってきたが、パネルデータを用いてそれを改めて再検証する必要がある。これについては今後の課題としたい。

謝辞

本研究は公益財団法人家計経済研究所から「消費生活に関するパネル調査」の個票データをお借りすることで実現した。ここに記して感謝いたします。

参考文献

- Akerlof, George A. and Rachel E. Kranton, 2000, "Economics and Identity," *Quarterly Journal of Economics*, 115(3), 715-753.
- , 2010, *Identity Economics: How Our Identities Shape Work, Wages, and Well-Being*, Princeton: Princeton University Press.
- Ando, Jun, 2011, "Dual-Earner Couples' Housework Behavior in Japan: Exchange, Display, or 'Her money' ?" *CSES Working Paper*, 61: 1-27.
- , 2012-13a, "Changes in Dual-Earner Couples' Housework Behavior: From the Empirical Analyses of Cohort A in the JPSC," *The Japanese Economy*, 39(4): 3-41.
- , 2012-13b, "Empirical Analysis of Dual-Earner Couples' Housework Behavior Using JGSS-2006," *The Japanese Economy*, 39(4): 42-59.
- 安藤潤, 2013, 「共稼ぎ夫婦の外出・中食利用と家事労働削減—— JGSS-2006 を用いた実証分析を中心に」『新潟国際情報大学情報文化学部紀要』16: 33-51.
- Bittman, Michael, Paula England, Liana Sayer, Nancy Folbre, and Gerge Matheson, 2003,

- “When Does Gender Trump Money? Bargaining and Time in Household Work,” *American Journal of Sociology*, 109(1): 186-214.
- Brines, Julie, 1994, “Economic Dependency, Gender, and the Division of Labor at Home,” *American Journal of Sociology*, 100(3): 652-688.
- England, Paula, 2011, “Missing the Big Picture and Making Ado About Almost Nothing: Recent Scholarship on Gender and Household Work,” *Journal of Family Theory & Review*, 3: 23-26.
- Evertson, Marie and Magnus Nermo, 2004, “Dependence within Families and the Division of Labor: Comparing Sweden and the United States,” *Journal of Marriage and Family*, 66(5): 1272-1286.
- Greenstein, Theodore N., 2000, “Economic Dependence, Gender, and the Division of Labor in the Home: A Replication and Extension,” *Journal of Marriage and Family*, 62(2): 322-335.
- Gupta, Sanjiv, 2006, “Her Money, Her Time: Women’s Earnings and Their Housework Hours,” *Social Science Research*, 35: 975-999.
- , 2007, “Autonomy, Dependence, or Display? The Relationship between Married Women’s Earnings and Housework,” *Journal of Marriage and Family*, 69(2): 399-417.
- , 2009, “Housework, Earnings, and Nation: A Crossnational Investigation of the Relationship between Women’s Earnings and Their Time Spent on Housework,” *SADRI Working Paper*, 1-39.
- Gupta, Sanjiv and Michael Ash, 2008, “Whose Money, Whose Time? A Nonparametric Approach to Modeling Time Spent on Housework in the United States,” *Feminist Economics*, 14(1): 93-120.
- Kan, Man Yee, 2008, “Does Gender Trump Money? Housework Hours of Husbands and Wives in Britain,” *Work, Employment and Society*, 22(1): 45-66.
- Killewald, Alexandra and Margaret Gough, 2010, “Money Isn’t Everything: Wives’ Earnings and Housework Time,” *Social Science Research*, 39: 987-1003.
- Killewald, Alexandra, 2011, “Opting Out and Buying Out: Wives’ Earnings and Housework Time,” *Journal of Marriage and Family*, 73(2): 459-471.
- Manser, Marilyn and Murray Brown, 1980, “Marriage and Household Decision-Making: A Bargaining Analysis,” *International Economic Review*, 21(1): 31-44.
- McElroy, Marjorie B. and Mary J. Horney, 1981, “Nash-Bargained Household Decisions: Towards A Generalization of The Theory of Demand,” *International Economic Review*, 22(2): 333-349.
- 内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部編, 2013, 『国民経済計算年報』.
- Sullivan, Oriel, 2011, “An End to Gender Display Through the Performance of Housework? A Review and Reassessment of the Quantitative Literature Using Insights From the Qualitative Literature,” *Journal of Family Theory & Review*, 3: 1-13.
- Ueda, Atsuko, 2005, “Intrafamily Time Allocation of Housework: Evidence from Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 19(1): 1-23.
- Usdansky, Margaret L. and Wendy M. Parker, 2011, “How Money Matters: College, Motherhood, Earnings, and Wives’ Housework,” *Journal of Family Issues*, 20(10): 1-25.